

La serie "Borradores Semanales de Economía" es una publicación de la Subgerencia de Estudios Económicos del Banco de la República. Los Trabajos son de carácter provisional, las opiniones y posibles errores son responsabilidad exclusiva de los autores y sus contenidos no comprometen al Banco de la República ni a su Junta Directiva.

**LA TASA DE INTERES EN COLOMBIA  
1958-1992**

**Por:  
Carlos Esteban Posada P.  
Martha Misas A.**

**1995**

**No. 26**

Para comentarios favor dirigirse a los autores:  
Fax: 2865936 - Teléfono 3421035.

# **LA TASA DE INTERES EN COLOMBIA 1958-1992**

**Carlos Esteban Posada P.  
Martha Misas A.\***

**Santafé de Bogotá, marzo 1995**

---

\* Investigadores de la Subgerencia de Estudios Económicos del Banco de la República. Agradecemos los comentarios y sugerencias de Hernando Vargas, Hugo Oliveros, Sandra Ospina, Edgar Trujillo y José Darío Uribe y aclaramos que las opiniones aquí contenidas son de nuestra responsabilidad exclusiva. Algunas de las conjeturas y cifras utilizadas en este documento provienen de un trabajo de Posada y Restrepo (1991).

## I. Introducción

Una preocupación que periódicamente atrae la atención de los colombianos se refiere a las tasas de interés. A veces, como a finales de 1994 y principios de 1995, se alzan voces de protesta contra el alto nivel de éstas y se pide su reducción a fin de preservar la salud de la actividad productiva; otras veces, como en 1993, se llama la atención sobre su nivel excesivamente bajo, que amenaza con socavar el ahorro nacional y atizar la inflación, y se exige la intervención de las autoridades.

La recurrencia del tema, como asunto de opinión pública, tiene explicaciones objetivas. En primer lugar, el nivel medio de la tasa real de interés *ex post* (descontada la inflación observada) ha presentado oscilaciones fuertes en el período 1958-1992; en efecto, su desviación estándar equivalió a 78% de su valor medio, 5.8%, y en algunos años, como en 1958 y 1963, la tasa descendió a simas por debajo de cero (-6.4% en 1963), en tanto que en otros años se ha aproximado bastante a su pico máximo, que fue 13.9% en 1982<sup>1</sup>.

En segundo lugar, tanto los economistas como los funcionarios y quienes guían la opinión pública colombiana consideran que es pertinente la referencia a "la tasa de interés", entendida ésta como un promedio cuyos niveles y oscilaciones merecen atención especial, sin perjuicio de que se considere importante el examen de la estructura de las tasas según plazos, riesgos, naturaleza "activa" o "pasiva", etcétera.

Esto último merece un comentario. La tasa de interés sólo puede concebirse, en rigor, como una media de las muchas tasas del mercado ponderada según la importancia de cada crédito, depósito y colocación dentro del total. Esto no significa despreciar la diferencia entre las distintas tasas. En particular, las tasas nominales activas o de colocación de los bancos superan en 10 puntos a las pasivas o de captación en Colombia. Además, las tasas difieren según los riesgos y los plazos en función de diversas expectativas. Con todo, tenemos la percepción de que, al menos en Colombia, los movimientos relativos de las distintas tasas no son tan fuertes como para restarle

---

1

En las secciones siguientes se mencionarán los métodos y las fuentes de las estadísticas utilizados.

importancia al examen del promedio<sup>2</sup>. En lo que sigue supondremos que tiene pertinencia la discusión sobre los determinantes y efectos de la "tasa media de interés" y, más aún, supondremos que hay un indicador estadístico relativamente adecuado de sus movimientos y niveles.

¿Por qué se mueve la tasa de interés? ¿Qué determina su nivel en cada instante? ¿Qué efectos tiene? ¿Qué hacen o que deben hacer las autoridades al respecto? Estas preguntas sólo pueden responderse cabalmente en el campo de la teoría económica y de su aplicación empírica así las respuestas resulten, en ocasiones, incompletas o sólo provisionales. En Colombia, desde hace muchos años, los economistas están ofreciendo respuestas en la creencia, sin duda, de que cada vez que se responde, si se mejora la manera como se responde, se contribuye al avance del entendimiento y de las propias políticas. Lo que sigue procura inscribirse en esta tradición.

El resto de este trabajo se organiza así: en la sección II se presenta el esquema de teoría económica que, a nuestro juicio, sirve para responder las preguntas anteriores. En la sección III se presenta un análisis econométrico de la tasa de interés que resulta comprensible, más allá de los detalles de la técnica estadística, a la luz del esquema teórico de la sección II. En la sección IV nos referimos en términos resumidos a los alcances del análisis empírico, presentamos las conclusiones principales y adelantamos algunas conjeturas de política que parecen deducirse de lo anterior.

## **II. El esquema teórico**

Una "explicación" bastante usual (y, en ocasiones, cómoda) del nivel medio de la tasa de interés consiste en afirmar que ésta refleja el grado de escasez relativa del dinero y que es, por tanto, el precio que se exige a cambio de desprenderse de las ventajas que reporta la liquidez. La racionalización académica moderna de esta opinión popular, quizás

---

<sup>2</sup>

Fernández (1994, cap 6) muestra la correlación existente entre la tasa de interés "activa" y la "pasiva" del sistema bancario utilizando datos mensuales desde enero de 1986 hasta julio de 1994. Sobre la estructura de las tasas bancarias activas y su determinación, dadas las pasivas, cabe la referencia al trabajo de Barajas (1992).

tan vieja como el uso del crédito otorgado mediante forma monetaria, se le debe, como es bien sabido, a Keynes<sup>3</sup>.

El defecto de la opinión anterior, desde el punto de vista del macroeconomista practicante, es que genera una predicción extraña: si en una economía se eleva la tasa esperada de inflación la tasa nominal de interés puede quedar igual que antes o en un nivel más o menos similar, a menos que se reduzca la oferta de saldos reales de dinero (la cantidad de dinero medida en unidades de producto) o que crezca el producto con relación a los saldos reales de dinero.

Tal predicción es inevitable en vista de que la demanda de saldos reales de dinero tiende a reducirse, *ceteris paribus*, ante aumentos de la tasa esperada de inflación; pero la predicción es absurda: cae la tasa de interés nominal o permanece en su nivel anterior a menos que el proceso que induce el aumento de las expectativas de inflación genere incrementos del producto real relativamente más intensos que los de la oferta de saldos reales de dinero o un ritmo de crecimiento de los precios mayor que el de la oferta nominal de dinero.

Esta predicción podría cumplirse en fases de transición entre un nivel de inflación bajo a uno sustancialmente más alto, pero resulta insensata si estamos comparando dos situaciones relativamente estables una vez agotadas las fuerzas del tránsito entre una situación y la otra, es decir si hacemos un ejercicio de estática comparativa.

Por ejemplo, una situación puede ser de inflación observada igual a la esperada e igual a 11% anual, en tanto que el producto real y el saldo real de dinero crecen en 4.8% anual, respectivamente; la tasa nominal de interés podría ser estable, digamos, en el entorno de 13.5% anual, lo cual implica una tasa real de interés de 2.5% anual, más o menos. Pensemos en otra situación estable en la cual la tasa esperada de inflación es igual a la observada, 23% anual, y el producto y los saldos reales de dinero crecen,

---

3

El mismo Keynes citó un párrafo de la *Lex mercatoria* de Gerard Malynes escrita en 1622: "La abundancia de dinero hace bajar el precio de la usura o el tipo de interés..." (1936, p. 328).

aproximadamente, en 3.5% y 2.8% anual, respectivamente. La predicción keynesiana es irracional: la tasa nominal de interés debería ser similar a la anterior, en vista de que la mayor inflación esperada debe tener un efecto deprimente sobre la demanda de saldos reales de dinero, o, a la sumo, un poco más alta, como 17% (que es la tasa anterior, 13.5%, multiplicada por el factor de aumento de la relación entre la tasa de crecimiento del PIB real y la tasa de expansión de los saldos reales de dinero), lo cual significa que la tasa de interés real se colocaría en -6% o menos, cosa incompatible con una situación de crecimiento estable, incluso para un keynesiano.

Los ejemplos de los dos estados (relativamente) estables no son aleatorios; simplifican dos economías reales: las situaciones medias de Colombia entre 1958 y 1969 y entre 1988 y 1992. Pero, claro está, la tasa de interés nominal fue mucho mayor en ese último período que en el primero, 33% *versus* 13.5% anual, y la tasa de interés real fue positiva tanto en el primer subperíodo (2.6% anual) como en el segundo (7.9% anual) .

Necesitamos una teoría que genere una predicción acerca de un aumento definitivo de la tasa de interés nominal compatible con una situación en la cual la tasa esperada de inflación sea sustancialmente más alta que la inicial, no esté cayendo la oferta de saldos reales de dinero ni se esté acelerando de manera permanente el producto real o en la cual el crecimiento del producto tenga un incremento relativamente moderado frente al de los saldos reales de dinero.

Descartada la opción keynesiana<sup>4</sup> queda la clásica. En lo que sigue utilizaremos la versión más popular y sencilla. Esta versión tiene una apariencia casi similar a la otra, pero grandes diferencias de fondo. No es perfecta, por supuesto, pero sus predicciones nos sirven de manera bastante cómoda. Su resumen formal, para el caso de una economía cerrada en el período  $t$ , es el siguiente modelo:

---

<sup>4</sup> Debe ser obvio que cuando nos referimos, en este trabajo, a la teoría keynesiana nos estamos refiriendo tanto a las hipótesis contenidas en Keynes (1936) como a su simplificación en el modelo *IS-LM*, y no a las hipótesis de dinero endógeno de algunos keynesianos (Cottrell 1994).

- (1)  $Y(\dots) = Y^d(i - \pi^e, \dots)$ ,  $\partial Y^d / \partial i - \pi^e < 0$ ;  
 (2)  $M^s/P = M^d/P(i, Y)$ ,  $\partial(M^d/P) / \partial i < 0$ ,  $\partial(M^d/P) / \partial Y > 0$ ;  
 (3)  $\pi^e = \pi + \epsilon$ ;

Siendo:

- $Y^d$  : *Producto demandado*;  
 $Y$  : *producto ofrecido*;  
 $M^s$  : *cantidad nominal ofrecida de dinero*;  
 $M^d$  : *cantidad nominal demandada de dinero*;  
 $P$  : *nivel general de precios*;  
 $i$  : *tasa de interés nominal*;  
 $\pi^e$  : *tasa esperada de inflación al principio del período*;  
 $\pi$  : *tasa observada de inflación*;  
 $\epsilon$  : *sorpresa inflacionaria (transitoria)*;

Si el nivel de precios es perfectamente flexible el modelo determina instantáneamente las tasas de interés nominal ( $i$ ) y real ( $i - \pi$ ) mediante el equilibrio entre la demanda y la oferta agregada del producto, es decir el equilibrio entre la inversión y el ahorro; en tal caso el rol del equilibrio monetario es la determinación del nivel de precios. Si el nivel de precios no es perfectamente flexible sino que se ajusta "lenta" o parcialmente en función de desequilibrios entre la demanda y la oferta agregada del producto las tasas de interés nominal y real, dada la expectativa de inflación, dependerán simultáneamente, en el corto plazo, de los equilibrios (o desequilibrios eventuales) en los mercados de producto y dinero<sup>5,6</sup>.

---

<sup>5</sup> En Barro (1984, cap. 8) y en Sargent (1987, cap. 1) se encuentran presentaciones pedagógicas del modelo. Cabe agregar que los llamados modelos "neo-keynesiano" y "monetarista" (éste último asociado a Milton Friedman) quedan asimilados al caso en el cual el nivel de precios no es flexible, al menos en el corto plazo. En 1969 Sargent utilizó el esquema clásico que presentamos aquí para su modelo econométrico de la tasa de interés nominal de EU (Mehra 1994).

<sup>6</sup> ¿Por qué se demanda dinero en un modelo clásico?; ¿que tiene que ver esto con la función de demanda de dinero real? Hay dos respuestas clásicas, una basada en la incorporación del dinero real en la función de utilidad del consumidor y otra en suponer que algunas

En la medida en que la inflación varíe en el tiempo (presumiblemente en razón de factores nominales) lo hará también, de manera similar, la tasa esperada de inflación, pues por construcción del modelo cualquier sorpresa inflacionaria es transitoria, así que la tasa de interés real quedará determinada por el equilibrio entre la oferta y la demanda de producto, es decir por el equilibrio entre el ahorro y la inversión. Si, a causa de un ajuste sólo parcial del nivel de precios, el equilibrio en el mercado del producto no se alcanza instantánea sino paulatinamente la situación del mercado monetario tendrá un efecto transitorio sobre la tasa de interés<sup>7</sup>.

Aunque este modelo es bastante simplificado y "primitivo", es capaz de sustentar 4 predicciones que guían el trabajo empírico a presentar más adelante: (a) en el largo plazo la tasa de interés nominal depende, dada la tasa de interés real, de la tasa esperada de inflación (que tiende a coincidir con la observada); (b) en el largo plazo la tasa de interés real depende de factores reales; (c) una expansión monetaria nominal, si no es juzgada como un indicio premonitorio de mayor inflación, puede dar lugar en el corto plazo a una reducción de la tasa de interés nominal (efecto liquidez) pero en el largo plazo tenderá a estar acompañada de mayores tasas observada y esperada de inflación y, por ende, de una tasa de interés nominal más alta (efecto Fisher o de expectativas de inflación<sup>8</sup>); (d) si en el largo plazo aumentan la tasa esperada de inflación y la tasa de interés nominal, una reducción de largo plazo de la tasa de crecimiento de los saldos

---

compras de bienes de consumo están restringidas por la disponibilidad de efectivo (*cash-in-advance economy*); con cualquiera de ellas puede demostrarse que, en equilibrio estacionario, (a) la tasa de interés nominal depende de la tasa de inflación prevista, de la tasa subjetiva de descuento y de la relación marginal de sustitución entre consumo presente y futuro y (b) a mayor tasa de interés nominal menor será la demanda de saldos reales de dinero por unidad de consumo o ingreso.

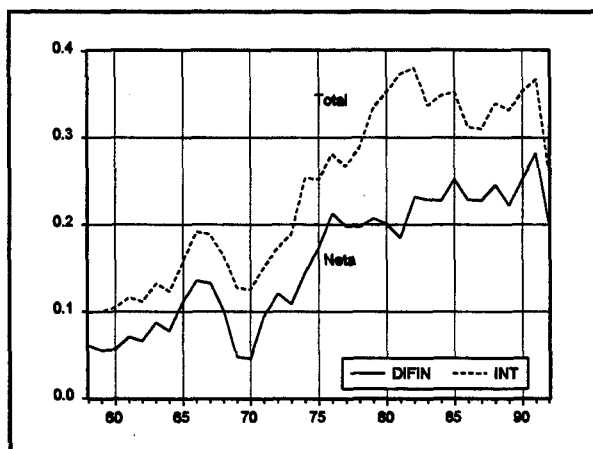
<sup>7</sup> Y no sólo sobre la tasa media sino también, en el corto plazo, sobre la relación entre las tasas de corto plazo y las de largo plazo, es decir, sobre la llamada curva de rendimiento. En efecto, ante un choque monetario positivo con imperfecta flexibilidad de precios puede caer transitoriamente la tasa de corto plazo pero, en la medida en que aumente la tasa esperada de inflación, podrá aumentar la tasa de interés nominal de largo plazo.

<sup>8</sup> Denominado así en recuerdo de Irving Fisher.



reales de dinero es la consecuencia, y no la causa, del incremento de la tasa de interés nominal (y de la tasa esperada de inflación).

**Gráfico 1**  
**Tasa de interés nominal: total y neta de la externa**

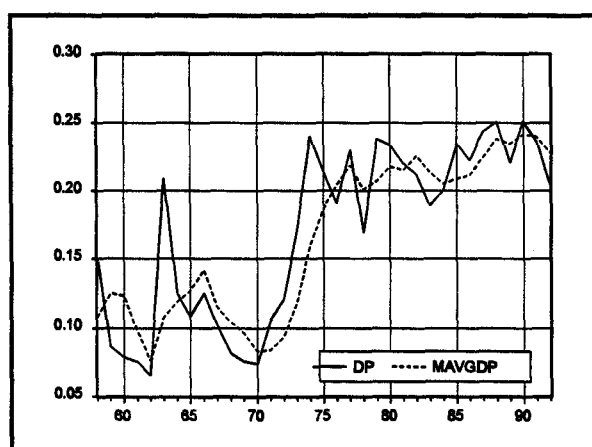


En el caso de una economía abierta o semi-abierta, podemos suponer que la tasa esperada de devaluación afecta negativamente la demanda real de dinero además de sus eventuales efectos sobre otras variables<sup>9</sup>. Pero la tasa esperada de devaluación incide en los flujos de capital y, por tanto, puede tener una influencia directa y positiva sobre la tasa de interés local. Si ante una expansión monetaria se produce un incremento no sólo de la tasa esperada de inflación sino también de la tasa esperada de devaluación, el modelo

<sup>9</sup> Arango y Nadiri (1979) es una referencia básica. Estos autores encuentran evidencia empírica de la influencia negativa de las mencionadas expectativas en la demanda de saldos reales de dinero en EU, Alemania, Canadá y Reino Unido entre 1960 y 1975. La otra referencia básica es Edwards y Khan (1985). Carrasquilla y Galindo (1994) muestran que para el caso colombiano del período 1980-1993 se encuentra evidencia empírica de que cambios súbitos de las expectativas de devaluación han incidido en la demanda de saldos reales de dinero (M1), tal como lo sospecharon Rennhack y Mondino (1989). Cabe agregar que en una economía cerrada la tasa esperada de inflación tenderá a reducir la demanda de dinero real, independientemente de la tasa de interés nominal, si la tasa nominal de interés no refleja adecuadamente la expectativa de inflación por alguna razón. En el caso de la economía abierta, la influencia de la tasa externa de interés sobre la doméstica puede ser una buena razón para que en plazos cortos o medios la tasa de interés doméstica no refleje adecuadamente la tasa esperada de inflación.

(con las modificaciones propias de economía abierta) predice un efecto final y permanente: una tasa nominal más alta (efecto expectativas), aunque inicialmente y de manera temporal se presente su reducción (efecto liquidez) a causa de la lentitud del ajuste en el nivel de precios y de las restricciones a la movilidad internacional del capital. Además, si la economía es pequeña o "dependiente", es de esperar que la tasa externa de interés tenga, tarde o temprano, una influencia sustancial sobre la tasa doméstica.

**Gráfico 2**  
**Inflación observada y promedio móvil (orden 4)**



### **III. Propiedades de las series estadísticas y resultados econométricos**

#### **A. Un modelo para la tasa de interés nominal en el largo y corto plazo**

El esquema teórico anterior justifica las siguientes hipótesis: (a) en períodos medios o largos la tasa de interés nominal interna depende principalmente de la tasa esperada de inflación y de la tasa externa de interés (gráficos 1 y 2); (b) en períodos medios o largos las tasas esperadas y observadas, bien sea de inflación o de devaluación, tienden a coincidir; (c) la tasa de devaluación depende principalmente, en el largo plazo, de la tasa de inflación, pero en plazos cortos puede influir en la tasa de interés doméstica.

## Determinación del orden de integración

El primer paso es, entonces, identificar las propiedades estadísticas temporales de las variables que representan la tasa nominal de interés interna (INT), la externa (INEX), la tasa de inflación (Dp) y la tasa de devaluación (DEVAL) en el período 1958-1992<sup>10,11</sup>.

Con el propósito de determinar si las variables del análisis tienen raíz unitaria o si son estacionarias en la media o en la tendencia se llevaron a cabo dos pruebas.

La primera, de Dickey-Fuller (Dickey y Fuller 1981), DF, se basa en la siguiente regresión:

$$(4) \quad \Delta X_t = \alpha_0 + \rho X_{t-1} + \sum_{j=1}^k \alpha_{1j} \Delta X_{tj} + \epsilon_t$$

donde la longitud del rezago, k, se determina como el número de rezagos de la primera diferencia necesarios para generar un comportamiento estrictamente aleatorio ("ruido blanco") en el error. Es de señalar que un  $k \neq 0$  genera la prueba conocida como Dickey-Fuller ampliada. El análisis de raíz unitaria se lleva a cabo a través de la estadística "t" correspondiente al coeficiente  $\rho$ . Bajo la hipótesis nula, se plantea la existencia de raíz unitaria ( $H_0: \rho = 0$ ) en tanto que, bajo la alterna, se plantea estacionariedad<sup>12</sup>.

Como ya se mencionó, en la prueba de Dickey-Fuller la hipótesis nula plantea la existencia de raíz unitaria. Debido a la forma tradicional como se confronta la hipótesis

---

<sup>10</sup> Para la tasa de interés nominal doméstica usamos lo siguiente: 1958-1979: rendimientos financieros promedios en bolsa (Carrizosa 1985); 1980-1992: promedios anuales de las tasas mensuales de CDT/DTF 90 días (Banco de la República). El indicador de tasa pasiva nominal de Fernández (1994) para el período 1970-1992 coincide con el nuestro de tasa de interés nominal doméstica. Para la tasa externa utilizamos el promedio anual de las tasas mensuales "Prime" de EU.

<sup>11</sup> En este trabajo se mide la inflación por el aumento anual del deflactor implícito de la demanda agregada (consumo más inversión) de las cuentas nacionales (Banco de la República y DANE). La devaluación nominal (DEVAL) se mide por la variación porcentual del promedio anual de la tasa de cambio nominal del peso contra el dólar (Banco de la República).

<sup>12</sup> En un contexto determinístico puede decirse que la serie  $X_t$  tiene raíz unitaria si  $\rho \geq 0$  y que es estacionaria si  $\rho < 0$ . No obstante las pruebas estadísticas están diseñadas para verificar la significancia de que  $\rho = 0$ .

nula, en general se tiende a no rechazarla a menos que la alterna presente una evidencia muy fuerte. Lo anterior lleva a utilizar una segunda prueba desarrollada por Kwiatkowski et al. (1992), KPSS, la cual trata de evitar el mencionado problema al plantear como hipótesis nula la estacionariedad en la media o en la tendencia determinística de la variable y como alterna la existencia de raíz unitaria. La estadística se calcula de la siguiente forma:

$$(5) \hat{\eta} = \frac{1}{T^2} \sum_{t=1}^T S_t^2 / \hat{\sigma}_k^2$$

$$(6) S_t = \sum_{i=1}^t e_i ; \quad t=1,2,\dots,T$$

$$(7) \hat{\sigma}_k = \frac{1}{T} \sum_{t=1}^T e_t^2 + \frac{2}{T} \sum_{s=1}^T b(s,k) \sum_{t=s+1}^T e_t e_{t-s} ;$$

$$b(s,k) = 1 + \frac{s}{1+k}$$

El parámetro k de b(s,k) se conoce como orden de truncamiento y se define como una función  $o(T^{1/2})$ , donde T es el tamaño de la muestra. Es de señalar que la prueba sobre estacionariedad con respecto a la media se construye a través de los residuales de una regresión de la variable  $X_t$  contra el intercepto, en tanto que la estacionariedad con respecto a la tendencia se basa en los residuales de una regresión que considera como variables explicativas el intercepto y la tendencia<sup>13</sup>, así:

$$(8) \begin{aligned} \hat{\eta} &= \hat{\eta}_\mu ; & X_t &= f(c, e_t) \\ \hat{\eta} &= \hat{\eta}_T ; & X_t &= f(c, t, e_t) \end{aligned}$$

---

<sup>13</sup> Las estadísticas  $\eta_t$  y  $\eta_\mu$  no tienen una distribución estándar; sus valores críticos están dados por Kwiatkowski et al. (1992).

En este contexto, la variable  $X_t$  presenta raíz unitaria si, primero, no existe evidencia para rechazar la hipótesis nula considerada en la prueba DF y, segundo, si la hipótesis de estacionariedad en la media o en la tendencia asociada a la prueba KPSS es rechazada.

**Cuadro 1**

Variable	Prueba: DF				Prueba: KPSS	
	Prueba	k: Parte aumentada	Probabilidad Ljung-Box	v. crítico 10.0%	Prueba	v. crítico 10.0%
INT	$T_{\mu} = -1.417$	0	0.5869	-2.612	$\hat{\eta}_{\mu} = 0.617$	0.347
INEX	$T_{\mu} = -2.305$	1	0.6905	-2.614	$\hat{\eta}_{\mu} = 0.441$	0.347
Dp	$T_{\tau} = -3.780$	0	0.4802	-3.203	$\hat{\eta}_{\tau} = 0.081$	0.119
DEVAL	$T_{\tau} = -4.624$	0	0.5747	-3.213	$\hat{\eta}_{\tau} = 0.083$	0.119
DM1	$T_{\tau} = -4.086$	0	0.6861	-3.203	$\hat{\eta}_{\tau} = 0.062$	0.119
D(INT)	$T_{\mu} = -4.265$	0	0.6537	-2.612	$\hat{\eta}_{\mu} = 0.245$	0.347
D(INEX)	$T = -4.648$	1	0.5907	-1.621	$\hat{\eta}_{\mu} = 0.202$	0.347

El parámetro de truncamiento, K, utilizado en este ejercicio en la prueba KPSS es igual a 5.

El cuadro 1 reporta los resultados de las pruebas DF y KPSS para las variables tasa de interés nominal interna (INT) y externa (INEX), tasa de inflación (Dp), tasa de devaluación nominal (DEVAL), tasa de crecimiento de los medios de pago (DM1)<sup>14</sup> y para las primeras diferencias de las tasas de interés interna y externa (DINT) y (DINEX).

Los resultados de las dos pruebas (DF y KPSS) coinciden en señalar a las tasas de interés interna y externa, INT e INEX, como series con una raíz unitaria, es decir integradas de orden uno,  $I(1)$ , y a las restantes series como estacionarias, es decir  $I(0)$ .

<sup>14</sup> M1 es el promedio anual de los saldos nominales trimestrales de los medios de pago (Banco de la República)

## Determinación de relaciones de cointegración

El análisis de cointegración se lleva a cabo mediante el test propuesto por Johansen y Juselius (1990). El procedimiento consiste en estimar un modelo de vectores autorregresivos, VAR(p), considerando las primeras diferencias y los niveles de las variables no estacionarias. Así, dado un vector  $Z_t$  de variables en el tiempo, se parte del siguiente modelo VAR(p)<sup>15</sup>:

$$(9) \quad Z_t = C + \phi_1 Z_{t-1} + \dots + \phi_p Z_{t-p} + V_t$$

Bajo la hipótesis de que el vector  $Z_t$  es estacionario en su primera diferencia, (9) puede ser reescrito de la siguiente forma:

$$(10) \quad \Delta Z_t = C + D_1 \Delta Z_{t-1} + \dots + D_{p-1} \Delta Z_{t-p+1} + \Pi X_{t-p} + v_t$$

donde  $D_i = -I + \phi_1 + \dots + \phi_i$  ( $I$ : idéntica), y  $\Pi = -(1 - \phi_1 - \dots - \phi_p)$  representa la relación de largo plazo y puede ser vista como el producto de dos matrices,  $\alpha$  de ajuste y  $\beta$  de cointegración. Es de resaltar que si el rango de  $\Pi$  es cero (9) se reduce a un modelo de vectores autorregresivos en primeras diferencias y no existen relaciones de largo plazo entre las series que conforman a  $Z_t$ . De otro lado, si el rango es diferente de cero pero no igual al rango completo, existen relaciones de largo plazo entre las variables.

Dos pruebas estadísticas son consideradas en la determinación de la existencia de relaciones de largo plazo. El test de la traza, que plantea como hipótesis nula la existencia de  $r$  o menos vectores de cointegración a través del rango de la matriz  $\Pi$  ( $H_0$ : Rango( $\Pi$ )  $\leq r$ ). La segunda prueba, conocida como la del máximo valor propio, plantea como hipótesis nula la existencia de  $r$  vectores de cointegración y, como la hipótesis alterna,  $r+1$ .

---

<sup>15</sup> El orden  $p$  del modelo VAR se seleccionó mediante los criterios de información de Akaike, Hannan y Quinn y Schwarz.

Las anteriores pruebas se basan en la solución de la ecuación característica generada a través de las matrices de covarianza de los residuos de las regresiones de  $\Delta Z_t$  y  $Z_{t-p}$  en función de los cambios rezagados del vector  $Z_t$ . La ecuación característica presenta la siguiente forma:

$$(11) \quad |\lambda S_{pp} - S_{po} S_{oo}^{-1} S_{op}| = 0$$

$$S_{ij} = T^{-1} \sum_{t=1}^T R_{it} R_{jt} \quad , \quad ij = 0,p$$

donde los  $R_{ij}$  son residuos de las regresiones ya mencionadas.

Estadística de la traza:

$$(12) \quad \eta_r = T \sum_{i=r+1}^n \ln (1-\lambda_i) \quad ; \quad r = 0,1,2,\dots,n$$

Estadística del máximo valor propio:

$$(13) \quad \zeta_r = T \ln (1 - \lambda_{r+1}) \quad ; \quad r = 0,1,\dots,n-1$$

donde  $n$  en (12) y (13) representa el número de variables consideradas en el análisis.

Bajo la hipótesis nula de  $r$  vectores de cointegración, Johansen (1988) construyó los valores críticos para las pruebas presentadas anteriormente, suponiendo residuales gaussianos y no correlacionados en (11).

**Cuadro 2**

<b>Variables</b>	<b>Hipótesis nula</b>	<b>Hipótesis alterna</b>	<b>Estadística</b>	<b>Valor Crítico (5.0%)</b>
<b>Estadística de la traza <math>\eta_r</math></b>				
INT-INEX -Dp	$r = 0$	$r \geq 1$	25.46	17.95
	$r \leq 1$	$r = 2$	4.85	8.17
<b>Estadística del máximo valor propio <math>\zeta_r</math></b>				
INT-INEX- Dp	$r = 0$	$r = 1$	20.61	14.90
	$r \leq 1$	$r = 2$	4.85	8.17

Los resultados de las pruebas de Johansen sobre cointegración entre las variables INT, INEX y Dp se presentan en el cuadro 2. Es de señalar que este esquema de cointegración difiere, como lo señala Lütkepohl (1991), del presentado por Engle y Granger (1987) en el sentido de que no se exige el mismo orden de integración en todo el conjunto de variables. Por lo tanto se permite revisar la existencia de cointegración entre series I(1) con otras que pueden ser estacionarias. Como se deduce del cuadro 2, existe un único vector de cointegración entre las variables referidas.

#### **Estimación de largo y corto plazo**

Tradicionalmente la existencia de un único vector de cointegración permite plantear las ecuaciones de largo y corto plazo de la siguiente forma:

$$(14) \quad INT_t = C + \alpha_1 INEX_t + \alpha_2 Dp + \epsilon_t$$



$$(15) \Delta INT_t = C + \beta_1 RES_{t-1} + \sum_{j=1}^k \beta_{2j} \Delta INEX_{t-j} + \sum_{j=1}^k \beta_{3j} \Delta Dp_{t-j} + \xi_t$$

las cuales se estiman por mínimos cuadrados ordinarios, siendo RES la serie de los residuos de la ecuación (14) y  $\xi_t$  (debiendo ser) ruido blanco.

Sin embargo, la estimación de la ecuación de largo plazo a través de mínimos cuadrados ordinarios es inconsistente si el conjunto de variables explicativas incluye una o más variables estacionarias como, en nuestro caso, la inflación (Dp) (Mehra 1994). La estimación, en este caso, como lo proponen Stock y Watson (1993), debe hacerse a través de mínimos cuadrados ordinarios dinámicos (MCOD). Bajo este método, la regresión de largo plazo considera las variables explicativas en niveles y adicionalmente valores pasados, futuros y contemporáneos de las primeras diferencias de las variables, de tal forma que  $\epsilon_t$  sea ruido blanco, así :

$$(16) INT_t = \alpha_0 + \alpha_1 INEX_t + \alpha_2 Dp_t + \sum_{s=-k}^k \alpha_{3s} \Delta INEX_{t-s} + \sum_{s=-k}^k \alpha_{4s} \Delta Dp_{t-s} + \epsilon_t$$

El cuadro 3 presenta los resultados de largo plazo bajo el método de MCODE. El parámetro k se consideró igual a uno.

De acuerdo con los resultados expuestos en el cuadro 3 puede decirse que hay evidencia en favor de dos de las hipótesis enunciadas al principio de esta sección, a saber: (a) en el largo plazo la tasa de interés nominal interna depende de la tasa externa y de la tasa de inflación; (b) en el largo plazo la tasa de inflación tiende a transmitirse plenamente a la tasa de interés nominal (hipótesis de Fisher), puesto que el coeficiente hallado, que se reporta como igual a 0.8756 en la parte superior del cuadro 3, es igual a

1 desde el punto de vista estadístico, como se deduce de los resultados de las pruebas F y  $\chi^2$  a esta última hipótesis presentados en la parte inferior del cuadro<sup>16</sup>.

### CUADRO 3

MC // Variable dependiente: INT				
Período muestral: 1960 - 1991				
Número de observaciones: 32				
Variable	Coefficiente	Error estándar	T	Probabilidad
C	-0.0175750	0.0204280	-0.8603377	0.3978
INEX	1.3549049	0.2806139	4.8283596	0.0001
DP	0.8756017	0.1486084	5.8920072	0.0000
R <sup>2</sup>	0.889702	Media de var. dependiente		0.246469
R <sup>2</sup> ajustado	0.863230	Des. est. de var.dependiente		0.096241
Error estándar de reg.	0.035592	Suma residuos al cuadrado		0.031670
Verosimilitud (Log)	65.28381	F		33.60965
Durbin-Watson	1.417553	Prob (F)		0.000000
Q Box-Pierce	= 3.19	Rezago=9	Probabilidad = 0.956	
Q Ljung-Box	= 3.71	Rezago=9	Probabilidad= 0.929	
Hipótesis nula: Coef (Dp) = 1				
F	0.70072	Probabilidad = 0.4105		
$\chi^2$	0.70072	Probabilidad = 0.4025		

<sup>16</sup> Misas et al. (1992) no encontraron evidencia contundente favorable a la hipótesis de Fisher en Colombia, aunque si demostraron, con cifras trimestrales del período 1980 - 1992, que la tasa de interés nominal y la tasa de inflación están cointegradas. En esa misma dirección véase el trabajo de Carrasquilla y Rodríguez (1992).

En lo referente a la estimación de corto plazo, ésta se realizó de manera conjunta, es decir, el residuo rezagado ( $RES_{t-1}$ ) se sustituyó por el conjunto de variables rezagadas en niveles, así:

$$(17) \Delta INT_t = C - \delta_1 INT_{t-1} + \delta_2 INEX_{t-1} + \delta_3 Dp_{t-1} + \sum_{j=1}^k \delta_{1j} \Delta INEX_{t-j} + \sum_{j=1}^k \delta_{2j} \Delta Dp_{t-j} + \sum_{j=2}^k \delta_{3j} \Delta INT_{t-j} + \xi_t$$

El resultado de la estimación de corto plazo se presenta en el cuadro 4. Es de señalar que a través de la estimación conjunta el coeficiente de largo plazo que relaciona la tasa de interés interna con la externa es igual a 1.2082<sup>17</sup>, estadísticamente similar al arrojado por la regresión de largo plazo (1.3549, según el cuadro 3).

**Cuadro 4**

MC // Variable dependiente: D(INT)				
Período muestral: 1959 - 1992				
Número de observaciones: 34				
Variable	Coefficiente	Error estándar	T	Probabilidad
C	-0.0074329	0.0105934	-0.7016511	0.4887
INT(-1)	-0.4160723	0.0832291	-4.9991221	0.0000
INEX(-1)	0.5027319	0.1829978	2.7472011	0.0104
Dp	0.3971495	0.0948590	4.1867336	0.0003
D(INEX)	0.5335887	0.2004047	2.6625555	0.0127
D(INT(-6))	0.2835670	0.1583570	1.7906825	0.0842
R <sup>2</sup>	0.610490	Media de var.dependiente		0.004853
R <sup>2</sup> ajustado	0.540934	Desv.est. var.dependiente		0.030227
Error estándar de reg.	0.020480	Suma residuos al cuadrado		0.011744
Verosimilitud (Log)	87.25947	F		8.777028
Durbin-Watson	1.924296	Prob (F)		0.000042
Q Box-Pierce = 7.95	Rezago = 9	Probabilidad =	0.5391	
Q Ljung-Box = 9.63	Rezago = 9	Probabilidad =	0.3813	

<sup>17</sup> 1.2082 resulta de dividir el coeficiente de  $INEX_{t-1}$  sobre el de  $INT_{t-1}$  en la regresión referida en el cuadro 4 (Mehra 1994 nota 10).

Como se había mencionado antes, entre los factores que pueden incidir sobre la tasa de interés nominal interna y considerarse relativamente independientes de la tasa esperada de inflación en períodos cortos o medios en una economía abierta o semi-abierta es necesario contar con la tasa esperada de devaluación. La regresión de corto plazo de la tasa de interés nominal doméstica incluyó en un primer ensayo la devaluación observada del peso frente al dólar, *DEVAL*, como *proxy* burda de expectativas de devaluación. Se incluyó la variable devaluación en esta ecuación porque presenta la característica de estacionariedad, según se mencionó antes (cuadro 1), y porque hay buenas razones teóricas para considerar que en el largo plazo la devaluación esperada es igual a la observada.

A juzgar por la baja significancia del coeficiente de la variable *DEVAL* (devaluación) se consideró mejor eliminarla de la regresión de corto plazo. El cuadro 4 muestra, entonces, los resultados de ésta una vez eliminada dicha variable<sup>18</sup>.

## **B. Análisis "VAR"**

Un análisis complementario del anterior consiste en establecer modelos de regresión orientados a capturar de manera más precisa la dinámica de la tasa de interés nominal interna. En esta parte del trabajo abordaremos esta tarea mediante un modelo VAR (de "vectores autorregresivos") que permite aislar las respuestas de la tasa de interés ante distintas perturbaciones soportadas por las variables del sistema VAR.

La tasa de interés nominal es una variable que se determina simultáneamente con otras variables observables de índole macroeconómica, bien porque éstas últimas pueden incidir sobre las expectativas de inflación o bien porque pueden afectar, unas en el corto plazo, y otras en el largo plazo, la tasa de interés real.

---

<sup>18</sup>

Esto no niega, claro está, que factores sobre los cuales no disponemos de indicadores estadísticos adecuados, como las intervenciones administrativas de las autoridades y los episodios de liberación o represión financiera y, en general, los cambios en los regímenes de manejo financiero hubiesen tenido impactos coyunturales significativos en la tasa media nominal de interés. Sobre esto véase el texto de Fernández (1994, cap. 2). Por lo demás, la razón por la cual DM1 no se incluye en las ecuaciones de corto y largo plazo es la dependencia existente de  $D_p$  con respecto a DM1 (Misas y Posada 1994).

Las variables macroeconómicas observables que, según el esquema teórico presentado en la sección anterior y el modelo econométrico previamente utilizado, pueden influir sobre la tasa de interés son las siguientes: la tasa externa de interés, la tasa de crecimiento de la cantidad nominal de dinero (o porque tiene un efecto liquidez de corto plazo o porque incide en las expectativas de inflación) y la tasa observada de inflación.

Si la tasa de cambio es fija o si las autoridades monetarias reaccionan ante la tasa de interés o ante el ciclo económico modificando la cantidad de dinero puede aceptarse una hipótesis utilizada en esta sección, a saber, que la determinación de la tasa de crecimiento de la cantidad nominal de dinero hace parte del proceso de determinación conjunta de las variables mencionadas.

Dado que las series de tasa de interés nominal doméstica (*INT*), tasa de interés nominal externa (*INEX*), la tasa de inflación (*Dp*) y la tasa de aumento de la cantidad nominal de dinero (*DM1*) no están cointegradas, como se muestra en el cuadro 5, el análisis de impulso-respuesta se lleva a cabo sobre las correspondientes series estacionarias.

**Cuadro 5**

<b>Variables</b>	<b>Hipótesis nula</b>	<b>Hipótesis alterna</b>	<b>Estadística</b>	<b>Valor crítico (5.0%)</b>
<b>Estadística de la traza <math>\eta_r</math></b>				
INT-INEX-Dp-DM1	$r = 0$	$r \geq 1$	16.50	17.95
	$r \leq 1$	$r = 2$	4.60	8.17
<b>Estadística del máximo valor propio <math>\zeta_r</math></b>				
INT-INEX -Dp-DM1	$r = 0$	$r = 1$	11.91	14.90
	$r \leq 1$	$r = 2$	4.60	8.17

La longitud óptima de rezago, tal como se presenta en el cuadro 6, es 4, según se deduce de los criterios de información de Akaike, Schwarz y Hannan-Quinn. Sin embargo, se escogió como longitud de rezago 1 ó, alternativamente, 2 en vista de que el tamaño de

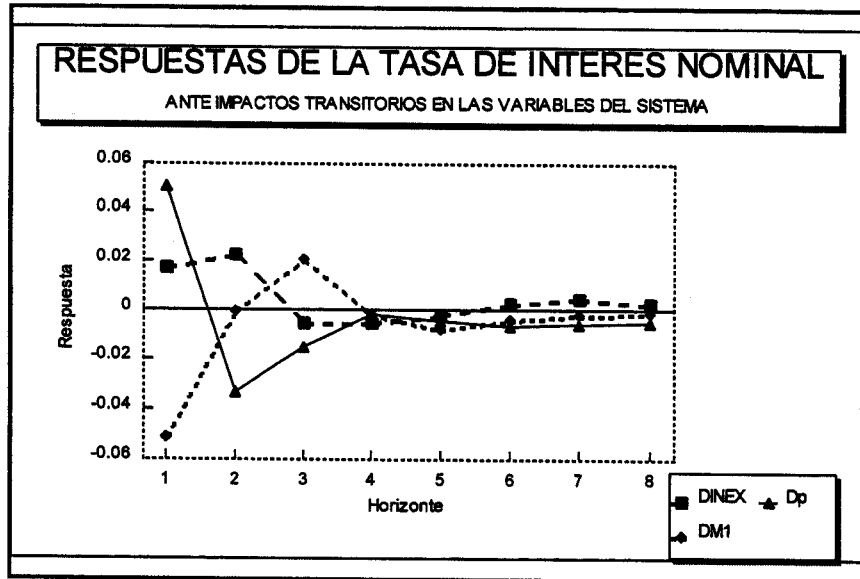
la muestra es relativamente pequeño frente al número de variables. Con ello se realizó un análisis del patrón de comportamiento de las respuestas de la tasa de interés (o, más precisamente, de su cambio, *DINT*) ante choques en las demás variables del modelo VAR, incluyendo en la estimación de éste 1 o 2 rezagos. El gráfico 3A presenta la respuesta del cambio de la tasa de interés ante perturbaciones aleatorias en cada una de las variables del sistema, considerando un rezago de orden 2 en la estimación del VAR.

**Cuadro 6**

<b>Sistema: DINT, DINEX, Dp, DM1</b>			
<b>Rezagos</b>	<b>Akaike</b>	<b>Schwarz</b>	<b>Hannan-Quinn</b>
1	-28.665	-28.261	-28.527
2	-29.133	-28.324	-28.857
3	-29.281	-28.069	-28.868
4	-30.005	-28.389	-29.454

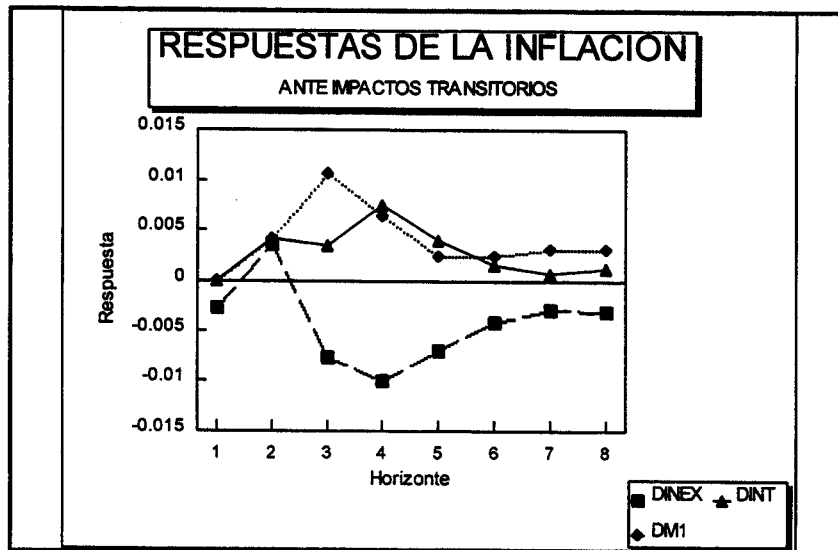
Para los propósitos de este trabajo lo interesante es rescatar aquellos resultados pertinentes para la discusión de la política económica. El primero de ellos es el siguiente: ante un choque positivo transitorio soportado en primera instancia por la tasa de crecimiento de la cantidad nominal de dinero se observa un efecto inicial negativo o de liquidez sobre la tasa de interés doméstica. Pero posteriormente la tasa de interés comienza a describir un movimiento ascendente que sobrepasa durante algún tiempo su nivel inicial (un caso de sobreacción) y, al final, regresa a éste.

Gráfico 3A



Así, un intento de mantener baja la tasa de interés exigiría (sin que esto quiera decir que sea condición suficiente) repetir continuamente el choque positivo sobre la tasa de expansión monetaria; este proceso conduciría obviamente a niveles crecientes de inflación (gráfico 3B).

Gráfico 3B



Cuando se registra la perturbación inicial en la tasa de inflación, bajo la forma de un incremento transitorio de ésta, la tasa de interés registra el comportamiento contrario al previamente mencionado: asciende inicialmente (efecto expectativas) y desciende luego con un movimiento de sobrerreacción y al final retorna a su nivel de largo plazo<sup>19</sup>. En el caso de registrarse el aumento transitorio de la tasa externa, la tasa doméstica asciende primero y, posteriormente, desciende de manera suave, es decir sin sobrerreacción previa.

### C. La tasa de interés real

La tasa de interés real *ex post*, calculada con base en la tasa nominal y en la inflación observada, registró, como se dijo en la introducción, un nivel medio de 5.8% anual en el período 1958-92. Su comportamiento, como se mencionó también, ha sido bastante inestable. De un lado, la desviación estándar de esta variable ha equivalido a 78% de su nivel medio, observándose en la serie de la tasa un pico positivo de 13.9% en 1982 y uno negativo de -6.4% en 1963 (gráfico 4 )<sup>20</sup>.

El modelo clásico de determinación de la tasa de interés real para una economía cerrada predice, como se recordó en la sección II, que esta variable se ajusta para lograr el equilibrio entre oferta y demanda en el mercado del producto agregado. Nuestro hallazgo de la sección anterior, según el cual en Colombia se cumple la hipótesis de

---

<sup>19</sup> Christiano y Eichenbaum (1992) encontraron estos mismos resultados para el caso de Estados Unidos entre 1959 y 1990, utilizando un análisis VAR. Toro (1987) encontró un resultado similar para Colombia utilizando la técnica tradicional de regresión (cambio en la tasa de interés contra los cambios en las tasas observadas de inflación contemporánea y rezagada 1, 2, ..., hasta 12 períodos, con series trimestrales. Mediante una técnica similar a la nuestra, Mehra (1994) encontró que el principal determinante de la tasa nominal de largo plazo en EU (sobre bonos del Tesoro a 30 años) es la tasa esperada de inflación, aunque no pudo hallar evidencia plena de que en el largo plazo la tasa de interés nominal se ajuste perfectamente a la tasa esperada de inflación (la hipótesis de Fisher).

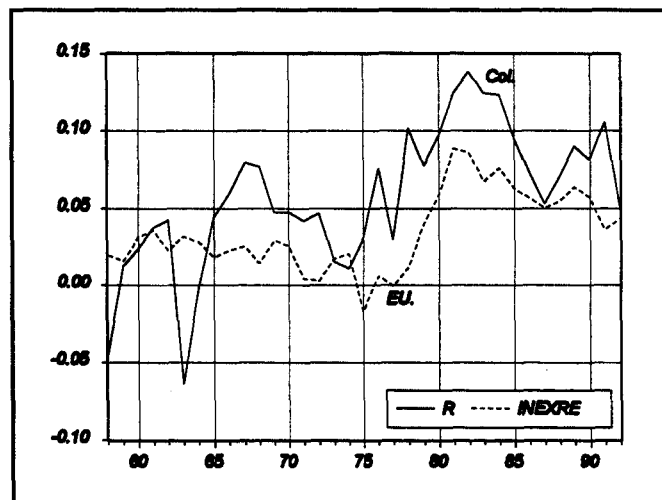
<sup>20</sup> El indicador de tasa real de interés (pasiva) *ex post* utilizado por Fernández (1994) difiere del nuestro en razón de que él deflacta con el deflactor del PIB en tanto que nosotros lo hacemos, como ya se había anotado, con el de la demanda agregada. Este último deflactor es menos sensible, por construcción, que el anterior a las variaciones de los precios de las exportaciones e importaciones.



Fisher en el largo plazo, permite considerar que el modelo clásico es pertinente al menos para el examen del largo plazo y que, en consecuencia, se puede considerar que la tasa de interés real no depende de la tasa de inflación ni, por tanto, de los factores nominales determinantes de ésta; depende sólo de factores reales.

Del conjunto de variables reales que pueden incidir en el equilibrio del mercado del producto y, por tanto, en la tasa de interés real la literatura económica ha resaltado dos: la productividad marginal del capital y el nivel o el aumento de la deuda pública real con respecto al PIB<sup>21</sup>; ambas incidirían positivamente en la tasa de interés real.

**Gráfico 4**  
**Tasas de interés real: Colombia y E.U.**



El caso extremo opuesto al de la economía cerrada es el de la pequeña economía abierta con perfecta movilidad de capitales sin riesgo alguno. En este caso es de prever

21

Bajo los supuesto de invalidez de la "equivalencia ricardiana" (que la ocurrencia de un déficit público no es compensada por un superávit privado) y de que el mayor gasto público o los menores impuestos estimulan más la demanda agregada que la oferta. Por lo demás, debe recordarse que el crecimiento de la deuda pública real es el verdadero déficit público. Si este crecimiento es mayor que el del PIB (por ejemplo, porque el mayor gasto público no eleva el producto ofrecido) tenderá a generar un efecto alcista sobre la tasa de interés (Barro 1984, cap. 13), a menos que se financie con crédito externo.

la igualdad entre la tasa nominal interna y la externa, corregida ésta por la tasa esperada de devaluación:

$$1 + INT = (1 + INEX)(1 + DEVAL^*)$$

Siendo  $DEVAL^*$  la tasa esperada de devaluación.

Lo anterior implica que la tasa de interés real de la pequeña economía perfectamente abierta (y sin riesgos) se puede expresar así:

$$(1 + R) = (1 + INT)/(1 + Dp) = [(1 + INEX^*)/(1 + Dp^*)][(1 + Dp^*)/(1 + Dp)](1 + DEVAL^*)$$

Es decir:

$$(18) \quad (1 + R) = (1 + INEXRE)(1 + DEVAL^*)(1 + Dp^*)/(1 + Dp)$$

Donde  $R$  es la tasa real interna,  $INEXRE$  la tasa real externa,  $Dp$  la tasa interna de inflación y  $Dp^*$  la tasa externa de inflación. Como resultará claro al lector, el factor de devaluación esperada corregido por el cociente entre los factores de inflación externa e interna no es otra cosa que 1 más la tasa esperada de variación de la tasa de cambio real, es decir 1 más la tasa de devaluación real o revaluación real esperada<sup>22</sup>.

En el caso de una economía pequeña semi-abierta es de suponer que otros factores, tanto domésticos, por ejemplo, la productividad marginal del capital y el nivel o el aumento de la deuda pública real interna con respecto al PIB real, como externos y asociados a los costos y riesgos de la movilidad de capitales, pueden incidir también sobre la tasa de interés real. De manera más precisa, todo lo anterior significa que la teoría económica ortodoxa de una pequeña economía semi-abierta autoriza a suponer que la tasa de interés real doméstica es un promedio ponderado de la tasa real que regiría en

---

<sup>22</sup> Para simplificar, suponemos que la tasa observada de inflación es igual a la esperada y, entonces, que la tasa real de interés *ex ante* es igual a la tasa real *ex post*. De otra parte, la variable  $DEVALRE$  es la tasa porcentual anual de variación de la tasa de cambio real; para 1958 - 1987 se calculó a partir del índice de tasa de cambio real de Ocampo (1989) y entre 1988 y 1992 a partir del índice de tasa de cambio real del Banco de la República.

una economía cerrada y de la tasa real que regiría en una economía abierta<sup>23</sup> y, en términos específicos, invita a explorar la posibilidad de establecer regresiones basadas en la siguiente hipótesis:

$$(19) R = f(\text{INEXRE}, \text{DEVALRE}, \text{PMK}, \text{DEUDIRY}, \dots)$$

Siendo *DEVALRE* la tasa esperada de variación de la tasa de cambio real, *PMK* la productividad marginal del capital y *DEUDIRY* la deuda pública interna real con respecto al PIB real<sup>24</sup>. Los cuatro factores especificados de la función deben tener, según la teoría, efecto positivo sobre la tasa de interés real doméstica, sin perjuicio de que otros factores, que representen elementos de costo y riesgo de la movilidad de capitales, se manifiesten en los resultados de las regresiones<sup>25</sup>.

En el cuadro 7 se muestra que las series de tasa de interés real doméstica, tasa de interés real externa<sup>26</sup>, cociente entre la deuda pública interna real y el PIB real y nuestros

---

<sup>23</sup> Para el caso colombiano, entre las primeras referencias sobresalen Edwards (1985), Edwards y Khan (1985), Edwards (1986) y Toro (1987).

<sup>24</sup> Esto supone que la deuda pública externa tiene financiación externa y, por tanto, su incremento no presiona al alza la tasa de interés doméstica. Por lo demás, lo que importaría en principio no es el déficit público o su aumento sino el gasto total (público y privado) con respecto a la oferta.

<sup>25</sup> Aunque los resultados de los trabajos de Edwards (1985 y 1986), Toro (1987) y Rennhack y Mondino (1989) no son estrictamente comparables a causa de la diferencia entre sus períodos muestrales y métodos, todos encontraron que la "tasa de paridad" (tasa nominal externa corregida por una *proxy* de devaluación esperada) tiene influencia positiva sobre la tasa interna de interés.

<sup>26</sup> Medida, como se había mencionado, por el promedio anual de la tasa mensual de preferencia de los bancos de EU ("Prime"), corregida por la inflación de EU.

indicadores de la productividad marginal del capital<sup>27</sup> y de la devaluación real esperada<sup>28</sup> se caracterizaron como series estacionarias en el período 1958-1992.

**Cuadro 7**

Variable	Prueba: DF				Prueba: KPSS	
	Prueba	k: Parte aumentada	Probabilidad Ljung-Box	v. crítico 10.0%	Prueba	v. crítico 10.0%
R	$T_{\mu} = -3.147$	0	0.9727	-2.615	$\hat{\eta}_{\tau} = 0.083$	0.119
INEXRE	$T = -0.787$	0	0.8890	-1.621	$\hat{\eta}_{\tau} = 0.094$	0.119
DEUDIRY	$T_{\mu} = -2.778$	1	0.9419	-2.614	$\hat{\eta}_{\mu} = 0.088$	0.347
DEVALRE	$T = -4.109$	0	0.7060	-1.621	$\hat{\eta}_{\mu} = 0.085$	0.347
PMK	$T_{\mu} = -4.250$	0	0.9420	-2.613	$\hat{\eta}_{\mu} = 0.233$	0.347
DY	$T_{\mu} = -3.976$	0	0.5010	-2.613	$\hat{\eta}_{\mu} = 0.313$	0.347

En el caso de INEXRE las dos pruebas presentadas en el cuadro 7 conducen a diferentes decisiones sobre la existencia de raíz unitaria. Dado que la serie presenta, claramente, un punto de quiebre en 1979 que produce un cambio en la media, se utiliza el test de Perron (1989) como tercera prueba; sus resultados son presentados en el cuadro 8. Según este test puede considerarse que INEXRE es estacionaria con el mencionado quiebre en 1979.

<sup>27</sup> El indicador de la pmk fue la variable  $\Delta$  producto/inversión a precios constantes según las cuentas nacionales; aunque el indicador apropiado de la pmk debería ser éste descontada la participación del trabajo en el producto, el comportamiento temporal de la variable mencionada, que es lo que importa, si es un buen indicador de la pmk en vista de que la participación del trabajo en el ingreso no ha mostrado una variación persistente entre 1958 y 1992, a juzgar por las cifras del ingreso salarial en las cuentas nacionales.

<sup>28</sup> El indicador fue la devaluación real efectiva del peso contra el dólar:  $[(1+d)(1+\pi_{EU})/(1+\pi)]-1$ .

Cuadro 8

Variable	Prueba: PERRON						
	Prueba	k: Parte aumentada	Probabilidad Ljung-Box	Estadísticas "t"			V. crítico 10.0%
				DUt	t	D(TB)	
INEXRE	-4.744	3	0.525	(3.91)	(-2.77)	(-1.91)	$\lambda=0.6$ -3.47

Cuando se establecieron regresiones (MCO) de la tasa de interés real *versus* las variables posiblemente explicativas de ésta previamente mencionadas se encontró que sólo la tasa real externa de interés sostenía una relación significativa, de signo igual al esperado teóricamente y con un coeficiente bastante robusto a cambios de la especificación de la regresión<sup>29</sup>.

En resumen, la regresión definitivamente adoptada (cuadro 9) nos dice que, en promedio y para 1958-1992, (a) la tasa real interna ha sido igual a la externa, más 2.1%, con un error estándar de 3.7% y (b) que los cambios de la tasa real externa se transmiten plenamente a la tasa real interna, ya que el coeficiente es estadísticamente igual a 1.

<sup>29</sup>

La insignificancia del coeficiente de la variable *DEVALRE*, nuestra *proxy* de la tasa esperada de devaluación real, resultó especialmente decepcionante. Esto indica, casi sin duda, que la *proxy* escogida para la tasa esperada de devaluación o revaluación real es inadecuada, quizás por la escogencia de indicadores inadecuados de las tasas esperadas de inflación externa e interna. La influencia insignificante de la *PMK* sobre la tasa de interés real es más explicable: la *PMK* muestra una tendencia declinante, contraria a la tasa de interés, y la brecha media entre ambas parece tan grande (15% *versus* 5.8%) que los comportamientos de la *PMK* pueden no reflejarse en la tasa de interés real. Nuestro estimativo de 15% para la *PMK* (real) resulta de aplicar 40% al valor medio de la *PMK* real bruta [ $\Delta y$ /inversión], suponiendo que el restante 60% es pago de trabajo, impuestos, etcétera. En lo referente al signo negativo del aumento del cociente de la deuda interna pública real sobre el PIB real, puede decirse que ello probablemente está mostrando que no sólo esta variable no ha tenido una influencia sistemática sobre la tasa real media de interés (resultado compatible con lo hallado recientemente por Ramos y Rodríguez (1995) a propósito del déficit del gobierno central) sino que posiblemente el sector público en varias ocasiones ha realizado sustituciones de deuda interna por externa con base en consideraciones sobre el nivel de la tasa de interés.

**Cuadro 9**

MCO // Variable dependiente: R  
 Muestra: 1958 1992  
 Observaciones: 35

Variable	Coefficiente	Error estándar	T	Probabilidad.
C	0.021464	0.010695	2.006940	0.0530
INEXRE	1.052497	0.251760	4.180556	0.0002
R-cuadrado	0.346238	Media var. depen.		0.057670
R-cuadrado ajustado	0.326427	Desv. estándar var dep.		0.045234
Error estándar de reg.	0.037124	F		17.47705
Suma de res. cuadrados	0.045480	Prob(F)		0.000201
Verosimilitud (Log)	66.63902	Durbin-Watson		1.095925

El comportamiento estacionario del residuo se verificó a través de la estadística Q de Ljung-Box (Q= 10.049 al rezago 9 con un nivel de probabilidad de 0.347) asociada a su función de autocorrelación. En el fondo lo que nos puede decir este comportamiento del residuo es que algún factor, que probablemente se manifiesta en flujos de capital<sup>30</sup>, modificaciones de política monetaria, etcétera, ha generado fuerzas que tienden a deprimir la tasa de interés real, con un rezago promedio de uno o dos años, cuando ésta ha subido previamente más de dos puntos por encima de la real externa, y que la empuja al alza, con similar rezago, cuando la tasa local se coloca, en términos reales, más de dos puntos por debajo de la real externa.

Finalmente, presentamos el resultado de un ejercicio VAR entre la tasa real externa de interés y la real interna elaborado con el fin de identificar el comportamiento temporal seguido por la tasa interna ante impactos transitorios sufridos por ella misma o por la tasa externa que, como hemos visto, ha sido su principal determinante, al menos

<sup>30</sup> Entre los trabajos recientes que muestran la influencia del diferencial de tasas de interés corregido por expectativas de devaluación sobre los flujos de capital en Colombia cabe mencionar los de Correa (1992), Langebaek (1993) y Clavijo (1994).

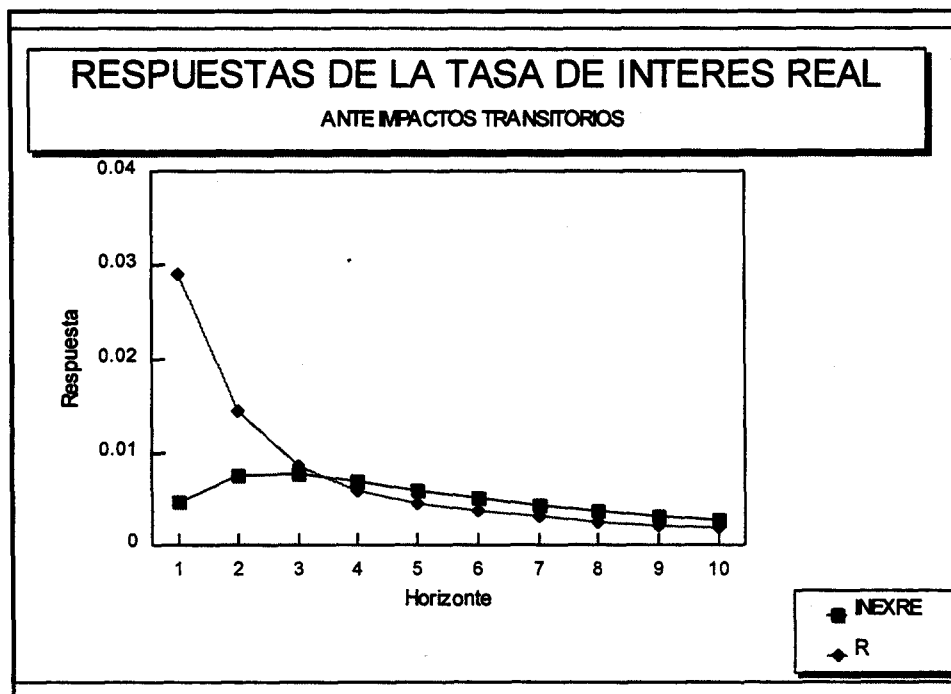
desde 1958. Se excluyeron las otras variables sugeridas por la ecuación (19) en vista de su no significancia.

El cuadro 10 presenta la longitud óptima de rezago a ser considerada en el sistema VAR mencionado (INEXRE, R). Tal longitud es 1.

**Cuadro 10**

<b>Sistema: INEXRE, R</b>			
<b>Rezagos</b>	<b>Akaike</b>	<b>Schwarz</b>	<b>Hannan-Quinn</b>
1	-15.507	-15.329	-15.445
2	-15.233	-14.877	-15.110
3	-15.179	-14.646	-14.995
4	-14.987	-14.276	-14.742

**Gráfico 5**



Como se observa en el gráfico 5, el ajuste de la tasa real doméstica (R) frente a perturbaciones en ella misma o en la real externa (INEXRE) parece relativamente lento, sobretodo en el caso de choques provenientes de la tasa externa. Con todo, es evidente la tendencia a recuperar su nivel de equilibrio de largo plazo que, en este último caso, se inicia en el segundo año posterior al del impacto.

Entre las razones para tratar de mantener dentro de un cierto rango la tasa real de interés, tal como lo sugiere la regresión de la tasa real interna contra la externa, probablemente han sobresalido dos: evitar una mayor intensidad de las oscilaciones de los flujos internacionales de capital y atenuar los ciclos económicos. La evidencia empírica sobre esto último la proporciona el resultado de la prueba de causalidad (en el sentido estadístico) de Granger. Según ésta, puede considerarse como plausible la hipótesis de que, en Colombia, la tasa de interés real contribuye a determinar (negativamente y con un rezago de un año) la tasa de crecimiento del PIB real (DY, cuadro 11).

**Cuadro 11**

Hipótesis nula: Rezago = 1 , Obs = 34	Coefficiente de $R_{t-1}$ en la prueba de Granger.	F	Probabilidad	Probabilidad Ljung-Box (Residuos) Rezago = 9
R no causa DY (en el sentido de Granger)	-0.1657 (-2.71)	7.34	0.01085	0.355

Este resultado no debe sorprendernos si recordamos que la tasa de interés real, según el esquema teórico de la sección II, incide negativamente sobre el producto demandado.

#### **IV. Resumen y conclusiones**

De acuerdo con el esquema teórico, la información y los métodos econométricos utilizados en este trabajo puede decirse que la tasa media anual de interés en Colombia



ha dependido principalmente, en el largo plazo (1958-1992), de dos factores: la tasa real externa de interés y la tasa de inflación.

Aunque la economía colombiana ha sido relativamente abierta la tasa esperada de devaluación ha jugado, al parecer, un factor importante sólo en ciertas coyunturas; más aún, en general puede decirse (aunque esto último no fue verificado econométricamente) que la tasa esperada de devaluación ha dependido, en el largo plazo, de la devaluación observada y ésta, a su turno, de la propia inflación doméstica, neta de la externa. En todo caso, en el análisis econométrico se comprobó la poca significancia de la tasa observada de devaluación en los movimientos de la tasa de interés.

La política monetaria parece haber influido de dos maneras sobre la tasa de interés: de un lado, ha contribuido a sus movimientos coyunturales mediante alteraciones transitorias del grado de liquidez, además de su incidencia en los vaivenes de represión y liberación financiera soportados por la economía colombiana; de otro lado, en la medida en que ha influido sobre la tasa de expansión monetaria de largo plazo, ha sido un factor importante de determinación de las tasas observada y esperada de inflación. El análisis empírico permitió apreciar el efecto liquidez de la expansión monetaria: reducir temporalmente la tasa de interés; y también capturar el efecto "expectativas de inflación": con éste la tasa nominal de interés ha subido.

Pero no se podría juzgar, con base en los resultados de este trabajo, como torpes a aquellas autoridades monetarias que le han otorgado prioridad a mantener baja la tasa de interés por la vía de generar un efecto liquidez. Sólo podría decirse que su horizonte no ha sido lo suficientemente largo (o que le han dado peso insuficiente al objetivo de reducir la tasa media de inflación de largo plazo) en vista de que la tasa de interés nominal no ha respondido instantáneamente a los aumentos de la inflación. En efecto, autoridades monetarias con un horizonte de 1, 2 o 3 años han podido observar que en promedio, y quedando estables otros factores, una expansión monetaria ocasionada por sus decisiones de política tiende a deprimir la tasa de interés real durante un período más o

menos similar al del supuesto horizonte de ellas. Con ello han logrado darle un estímulo coyuntural al PIB real<sup>31</sup>.

Con todo, la tasa de interés real colombiana no se ha apartado sistemáticamente de la tasa real de interés de Estados Unidos más allá de 2.3% en promedio. Esto sugiere (además de y probablemente en relación con la vigencia del efecto Fisher de largo plazo) que la preocupación de las autoridades monetarias no ha sido únicamente impulsar el crecimiento del producto con bajas tasas reales de interés. A nuestro juicio esto también indica que las autoridades se han preocupado de los efectos nocivos de tasas reales colombianas demasiado bajas frente a las externas, por ejemplo, de salidas de capital tan grandes que pongan en apuros su política cambiaria y de reservas; y lo recíproco se sostendría para el caso contrario, esto es, de tasas reales locales excesivamente altas frente a las externas.

En cierta forma, el análisis apunta a la siguiente conjetura: en el período 1958-1992 el *trade-off* principal de las autoridades monetarias ha sido el que puede existir, en una pequeña economía semi-abierta, entre dos objetivos igualmente importantes para autoridades de horizonte relativamente corto: (1) estabilidad de los flujos de capital y de las reservas internacionales, dado un régimen que, en general, ha sido de tasa de cambio fija, y (2) crecimiento del producto real. La mayor tasa de inflación pudo ser, entonces, el "precio" pagado a cambio de darle la máxima importancia a la escogencia coyuntural entre los dos mencionados objetivos, sustitutivos en el margen<sup>32</sup>.

---

<sup>31</sup> Los controles directos ocasionales a las tasas de interés son, también, un indicio complementario de la preocupación de las autoridades por los efectos de aquellas (sobre el tema de los controles y sus motivaciones véase Fernández (1994), en particular el cap. 2).

<sup>32</sup> Galindo (1994) demuestra que el ascenso de la inflación en el período 1988-91 estuvo asociado, al menos en parte, a la política de acelerar la devaluación nominal entre 1988 y 1990 más allá de lo que hubiese aconsejado el mantenimiento de la tasa de cambio real de equilibrio. En Posada (1994) y en Carrasquilla (1995) se postula un *trade-off* relacionado con el mencionado aquí: entre inestabilidad cambiaria (y macroeconómica) e inflación en la historia colombiana contemporánea, es decir, se postula que la mayor tasa de inflación permanente de los años 70 y 80, con respecto a la de los años 50 y 60, pudo ser resultado de mecanismos que buscaban otorgar mayor estabilidad cambiaria o macroeconómica.

Lo anterior no significa que todo se deba explicar por acciones oportunas o anticipadas de las autoridades. La movilidad internacional de capitales ha sido, sin duda, un factor inicial y básico en el proceso de mantener la tasa real doméstica oscilando en torno de la externa, incluso por vías informales, descontado el diferencial "normal" de 2.3% anual. De otra parte, lo afirmado en el párrafo anterior se aplica como una interpretación hipotética del período corrido entre 1958 y 1992; ello no niega que en algunas coyunturas de esos 35 años haya adquirido mayor importancia de la usual un objetivo de reducción de la inflación y, en tal caso, las autoridades habrían impulsado un incremento de la tasa real de interés buscando frenar el gasto agregado. Pero, a juzgar por el registro colombiano en materia de inflación, este elemento probablemente sea secundario en la explicación del hecho de que la tasa real doméstica no se haya apartado demasiado de la externa.

## Referencias

- Arango, Sebastián y M. Ishaq Nadiri; "Price Expectations, Foreign Exchange and Interest Rates, and Demand for Money in an Open Economy", *NBER Paper series, Working Paper* no. 359, junio, 1979.
- Barajas, Adolfo; "Un modelo de comportamiento para el sector bancario en Colombia", *Ensayos sobre Política Económica*, no. 21 (junio) 1992.
- Barro, Robert; *Macroeconomía*, Interamericana S.A., México, 1986 (edición original de 1984).
- Cárdenas, Mauricio; "Flujos de capitales, diferencial de rentabilidades y estabilización macroeconómica en Colombia: 1991-1992", *Debates de Coyuntura Económica*, Fedesarrollo-Fescol, octubre, 1992.
- Carrasquilla, Alberto y Carlos A. Rodríguez; "¿Es aplicable la hipótesis de Fisher en Colombia?", *Desarrollo y Sociedad*, no. 29 (marzo), 1992.
- Carrasquilla, Alberto y Arturo Galindo; "El comportamiento monetario en Colombia: 1980-1993. Una hipótesis cambiaria", *Coyuntura Económica*, vol. XXIV, marzo, 1994.
- Carrasquilla, Alberto; "Bandas Cambiarias y modificaciones a la política de estabilización: lecciones de la experiencia colombiana"; *Borradores Semanales de Economía (BR)*; no.22, 1995.
- Carrizosa, Mauricio; "Las tasas de interés y el ahorro financiero en Colombia", en *La coyuntura del sector financiero y las tasas de interés*, Asociación Bancaria de Colombia, 1985.
- Clavijo, Sergio; "La trinidad económica imposible en Colombia: estabilidad cambiaria, independencia monetaria y flujos de capital libres", *Archivos de Macroeconomía (DNP)*, no. 33 (diciembre), 1994.
- Cottrell, Allin; "Post-Keynesian monetary economics", *Cambridge Journal of Economics*, vol. 18, no. 6 (diciembre), 1994.
- Correa, Patricia; "Paridad entre la tasa de interés real interna y externa: notas sobre el caso colombiano", *Coyuntura Económica*, vol. XXII, no. 1 (abril), 1992.

- Christinano, Lawrence y Martin Eichenbaum; "Identification and the Liquidity Effect of a Monetary Policy Shock", cap. 12 de *Political Economy, Growth, and Business Cycles*, A. Cukierman, Z. Hercowitz, y L. Leiderman (editores), the MIT Press, Cambridge (Ma.), 1992.
- Dickey, David y Wayne Fuller; "Likelihood Ratio Statistics for Autoregressive Time Series with a Unit Root", *Econometrica*, vol. 49, no. 4 (julio), 1981.
- Edwards, Sebastián; "Money, the Rate of Devaluation, and Interest Rates in a Semiopen Economy. Colombia, 1968-1982", *Journal of Money, Credit and Banking*, vol. 17, no. 1 (febrero), 1985.
- Edwards, Sebastián; "La tasa de devaluación y la tasa de interés nominal"; *Macroeconomía y política agropecuaria*, Vinod Thomas (compilador), Banco de la República, Bogotá, 1986.
- Edwards, Sebastián y Moshin Khan; "Interest Rate Determination in Developing Countries. A Conceptual Framework", *IMF Staff Papers*, vol. 32, no. 3 (septiembre), 1985.
- Engle, Robert y Clive Granger; "Co-integration and Error Correction: Representation, Estimation and Testing", *Econometrica*, vol. 55, no. 2 (marzo), 1987.
- Fernández, Javier; *Sector financiero: motor del desarrollo*, ANIF, Bogotá, 1994.
- Galindo, Arturo; "Política económica e inflación: un análisis de la experiencia reciente 1988-1994", *Borradores Semanales de Economía (BR)*, no. 14, 1994.
- Johansen, Søren y Katherine Juselius; "Maximum Likelihood Estimation and Inference on Cointegration - With Application to the Demand for Money", *Oxford Bulletin of Economics and Statistics*, vol. 52, no.2 (mayo), 1990.
- Johansen, Søren; "Statistical Analysis of Cointegrated Vectors", *Long-Run Economic Relationships*, (Editores: C. Granger y R. Engle), Oxford University Press, New York, 1988.
- Keynes, John Maynard; *Teoría general de la ocupación, el interés y el dinero* (1a edición inglesa de 1936), Fondo de Cultura Económica, México, 1951.
- Kwiatkowski, Denis, Peter C. B. Phillips, Peter Schmidt y Yongcheol Shin; "Testing the null hypothesis of stationarity against the alternative of a unit root", *Journal of Econometrics*, vol. 54, no. 1-3 (oct. - dic), 1992.

- Lütkepohl, Helmut; *Introduction to Multiple Time Series Analysis*, Springer-Verlag, Berlin, 1991.
- Mehra, Yash; "An Error-Correction Model of the Long-Term Bond Rate", *Economic Quarterly* (Federal Reserve Bank of Richmond), vol. 80, no. 4 (otoño), 1994.
- Misas, Martha, Hugo Oliveros y Roberto Steiner; "Inflación y tasas de interés en Colombia", *Ensayos sobre Política Económica*, no. 22 (diciembre), 1992.
- Misas, Martha y Carlos Esteban Posada; "P- Estrella en Colombia: un punto de vista sobre la inflación", *Borradores Semanales de Economía* (BR), no. 16, 1994.
- Ocampo, José Antonio; "Ciclo cafetero y comportamiento macroeconómico en Colombia, 1940-1987", *Coyuntura Económica*, vol. 19, nos. 3 y 4 (octubre y diciembre), 1989.
- Perron, Pierre; "The Great Crash, the Oil Price Shock, and the Unit Root Hypothesis", *Econometrica*, vol. 57, no. 6 (noviembre), 1989.
- Posada, Carlos Esteban e Imelda Restrepo; *La Teoría macroeconómica y la tasa de interés en Colombia*, (Informe de investigación no publicado), Centro de Investigaciones Económicas (CIE), Universidad de Antioquia, Medellín, 1991.
- Posada, Carlos Esteban; "Regímenes cambiarios, política macroeconómica y flujos de capital en Colombia"; *Archivos de Macroeconomía* (DNP), doc. 27 (abril) 1994.
- Ramos, Jorge y Norberto Rodríguez; "Déficit fiscal y tasas de interés en Colombia", *Borradores Semanales de Economía* (B R), no. 19, 1995.
- Rennhack, Rob y Guillermo Mondino; "Movilidad de capitales y política monetaria en Colombia", *Ensayos sobre Política Económica*, no. 15 (junio), 1989.
- Sargent, Thomas; *Macroeconomic Theory* (2a. edición), Academic Press, Orlando, 1987.
- Stock, James y Mark Watson; "A Simple Estimator of Cointegrating Vectors in Higher Order Integrated Systems", *Econometrica*, vol. 61, no. 4 (julio), 1993.
- Toro, Jorge; "Tasa de interés y variaciones en el grado de apertura de la economía colombiana", *Desarrollo y Sociedad*, no. 20 (septiembre), 1987.